



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E
CONTABILIDADE - FEAAC
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO
CURSO DE CIÊNCIAS ATUARIAIS

ROBERTO CARLOS SAMPAIO SILVA JÚNIOR

O QUE MOTIVA O DEFAULT DAS FAMÍLIAS?: MODELAGEM DA
INADIMPLÊNCIA DOS ESTADOS BRASILEIROS

FORTALEZA

2014

ROBERTO CARLOS SAMPAIO SILVA JUNIOR

**O QUE MOTIVA O DEFAULT DAS FAMÍLIAS?: MODELAGEM DA
INADIMPLÊNCIA DOS ESTADOS BRASILEIROS**

Monografia ao Curso de Ciências Atuariais do Departamento de Administração da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do Título de Bacharel em Ciências Atuariais.

Orientador: Prof^ª. Luciana Moura Reinaldo
Coorientador: Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos

FORTALEZA

2012

Página reservada para ficha catalográfica que deve ser confeccionada após apresentação e alterações sugeridas pela banca examinadora.

Para solicitar a ficha catalográfica de seu trabalho, acesse o site: www.biblioteca.ufc.br, clique no banner Catalogação na Publicação (Solicitação de ficha catalográfica)

ROBERTO CARLOS SAMPAIO SILVA JUNIOR

**O QUE MOTIVA O DEFAULT DAS FAMÍLIAS?: MODELAGEM DA
INADIMPLÊNCIA DOS ESTADOS BRASILEIROS**

Monografia ao Curso de Ciências
Atuariais do Departamento de
Administração da Universidade Federal
do Ceará, como requisito parcial para
obtenção do Título de Bacharel em
Ciências Atuariais.

Aprovada em: __/__/____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Luciana Moura Reinaldo (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Daniel Barboza Guimarães
Universidade Federal do Ceará (UFC)

AGRADECIMENTO

A Deus, a cima de tudo, pelo amor incondicional, por iluminar o meu caminho e pela força no desempenho das minhas atividades.

A minha família, principalmente aos meus pais, Roberto e Jane, que me educaram e permitiram o ingresso na faculdade, me dando apoio em todas as decisões tomadas e acreditando, sempre, no meu potencial.

A minha orientadora Prof^ª: Luciana Moura Reinaldo pela excelente, perfeita, orientação do trabalho. Pelo empenho e por ter atendido todas minha dúvidas, mesmo de após da meia noite.

Agradeço a banca examinadora pela avaliação, orientação e sugestão de melhoria do meu trabalho de conclusão. Principalmente ao Prof^º Dr. Paulo Matos, pela idealização e estruturação da monografia, que sem sua ajuda não haveria possibilidade de conclusão. Muito obrigado.

A minha parceira, companheira, amiga e namorada Rafaelly, que teve paciência e compreensão nesta última reta da minha jornada, que soube superar todos os ‘não’, e que acima de tudo, soube me dar apoio e incentivo a não diminuir os passos nessa caminhada.

A todos os amigos de faculdade, que fizeram desses, quase, cinco anos um momento inesquecível e divertido, facilitando o meu desenvolvimento nessa etapa da vida. A eles, Alisson, Felipe, João, Pablo, Patricia, Yan, Ruthyelle, Maysa, Matheus entre outros.

E não podendo esquecer, elas, Emanuelle, Joana, Larissa e Rossana, que sempre estiveram ao meu lado, não só explorando-me, mas fazendo de cada instante, um momento alegre e que será lembrado para sempre. Adoro vocês.

A todos que participaram inicialmente da minha carreira profissional, Wendell, Gustavo, Patricia e Mariana. No quais foram essenciais para meu desenvolvimento e aperfeiçoamento. Em especial, agradeço a Mariana (MMM) me aconselhou e ajudou, e que além de ter sido um profissional no qual me espelhei, hoje é uma amiga no qual sempre vou poder contar e me espelhar. E a corra linda, que sempre me aconselhou e incentivou-me a cada vez mais querer ser o meu melhor.

Aos amigos de trabalho, meu gestor, Darlingson Gomes, que no momento que precisei foi compreensivo e me deu apoio, a Livia e Cintia pelos momentos divertidos e a crença de que sou um exemplo.

RESUMO

Desde o acordo de Basileia I há uma intensidade no monitoramento do risco de risco de crédito, principalmente o da inadimplência, para que não ocorram crises financeiras, pois os custos acarretados vão além da falência de bancos, gerando altas perdas de produtos e emprego, que no todo geram altos custos para a sociedade. Entretanto, este trabalho contribui para a análise de risco de crédito, pois investiga o *default* dos estados brasileiros e do Distrito Federal através da estimação de modelo para inadimplência, no qual utiliza dados anuais entre 2004 e 2012, onde as variáveis macroeconômicas foram coletadas através do IPEA e a variável estudada pelo BACEN, assim extraído 243 observações para cada fator. A resposta do modelo acarretou na relação positiva entre a variável endógena e as variáveis: índice de Gini, renda per capita, volume de crédito ofertado e taxa de desemprego. A prévia relação da inadimplência com coeficiente de distribuição de renda demonstra mais um meio de controle dessa taxa pelo governo. Renda demonstrou negativamente relacionada, portanto uma maior renda deve gerar baixa inadimplência, porém tal ligação deve se dar ao nível de poupança que a renda proporciona, tal ligação foi sugerida para próximos estudos. O volume de crédito e a taxa de desemprego mostram-se positivamente relacionadas com a variável dependente. O trabalho acrescenta a literatura, fortalecendo a relação de causa do *default* com variáveis já utilizadas e acrescenta relacionamentos não frequente visto entre variáveis macroeconômicas e a quebra ou atraso de acordos financeiros.

Palavras-chave: Inadimplência, Dados em Painel. Modelagem, Risco de Crédito

ABSTRACT

Since the Basel agreement there is an intensity in risk monitoring credit risk, mainly in default, that financial crises do not occur because the costs entailed going beyond the failing banks, generating high losses of products and employment, which in whole generate high costs to society. However, this work contributes to the analysis of credit risk because the default investigates Brazilian states and the Federal District by estimating model for default, which uses annual data between 2004 and 2012, where the macroeconomic variables were collected through IPEA and the variable studied by the Central Bank thus extracted 243 observations for each factor. The response of the model resulted in a positive relationship between the endogenous variable and the variables: the Gini index, per capita income, amount of credit offered and the unemployment rate. The prior relationship with the default coefficient of income distribution demonstrates a means to control this rate by the government. Income showed negatively related, so a higher income should generate low default, but this link must be given to the level of savings income provides such connection was suggested for future studies. The volume of credit and unemployment show was positively related to the dependent variable. The work adds to the literature, strengthening the relationship because of default with variables already used and adds infrequently seen relationships between macroeconomic variables and the breakdown or delay financial arrangements.

Keywords: Default, Panel Data, Modeling, Credit Risk.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Curva de Lorenz	27
Figura 2 – Inadimplência (%) agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (2004 – 2012). Região Sul.....	28
Figura 3 – Inadimplência (%) agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (2004 – 2012). Região Sudeste.....	29
Figura 4 – Inadimplência (%) agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (2004 – 2012). Região Centro-oeste.....	29
Figura 5 – Inadimplência (%) agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (2004 – 2012). Região Norte.....	30
Figura 6 – Inadimplência (%) agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (2004 – 2012). Região Nordeste.....	30

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis econômicas (valores médios de 2004 a 2012).....	33
Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária.....	34
Tabela 3 – Estimação em Painel.....	36

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Variáveis macroeconômicas analisadas	26
---	----

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	REVISÃO DA LITERATURA	12
2.1.	Literatura teórica.....	12
2.2.	Literatura empírica.....	15
3	METODOLOGIA: DADOS EM PAINEL.....	17
3.1.	Dados em Painel	17
3.2.	Estimação de modelos com Dados em Painel	19
3.2.1.	<i>Modelo de efeitos fixos</i>	19
3.2.2.	<i>Modelo de efeitos aleatórios</i>	20
3.2.3.	<i>A escolha do Modelo e o Modelo Pooled</i>	21
3.3.	Modelo de diferença generalizada	22
4	EXERCÍCIO EMPÍRICO	23
4.1.	Amostra.....	23
4.2.	Estatística Descritiva	26
4.3.	Teste de Estacionariedade.....	32
5	RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO	33
6	CONCLUSÃO	35
	REFERÊNCIAS	37

1 INTRODUÇÃO

A preocupação do tema sobre inadimplência e risco de crédito foi iniciada com a implementação, em 1988, do Acordo de Basileia I pelo comitê de Supervisão Bancária da Basileia (*Basel Committee on Banking Supervision – BCBS*), que exigia um capital mínimo para cobertura de risco de crédito. Ajustado em 2004, pelo acordo de Basileia II, mais amplo, visava o risco operacional, diferenciando o capital de cobertura para carteiras que estavam expostas a níveis de risco diferentes (BACEN, 2013).

Ainda sendo implementado no Brasil, entre 2013 e 2019, o Basileia III amplifica o tema de monitoramento de risco, no qual após a crise financeiro de 2008, cujo tem por objetivo a garantir uma melhoria na capacidade do setor bancário de absorver choques decorrentes de estresse financeiro e econômico, pois os custos dessas crises vão além da falência de bancos, gerando altas perdas de produtos e empregos, que no todo geram altos custos para a sociedade (BACEN, 2013).

Estudos como, Nickell, Perraudin, Varotto (2000), Bangia, Diebold, Kronimus, Schagen, Schuermann (2002), Amato, Furfine (2003), Pesola (2005), Wilson (1998) e Carling, Jacobson, Lindé, Roszbach (2007) utilizaram variáveis macroeconômicas para investigar as variações na inadimplência.

A inadimplência de pessoa física causa custos para si e para sociedade, pois o aumento dessa taxa possui influência positiva no aumento da taxa de *spread*, em possíveis crises financeiras e em nível de consumo, portanto, está atrelado a políticas monetárias, dependendo da magnitude.

Com isso, esse trabalho tem por objetivo investigar as causa de *default* das famílias, pessoa física, analisando variáveis macroeconômicas dos 26 estados brasileiro e o Distrito Federal (DF), utilizando um modelo de dados em painel, que relacionam dados em corte transversal e dados de série temporal, analisando de forma simultânea as variações de variáveis apresentadas ao longo do tempo quanto em diferentes indivíduos, visando efeitos econômicos que não podem ser identificados apenas com uso de dados em corte transversal ou apenas o uso de séries temporais.

A literatura acerca do assunto de default, em sua maior parte, relaciona variáveis macroeconômicas com a taxa de inadimplência, contudo, segundo Chu (2001), a causa da inadimplência está dividida em dois grupos: fatores microeconômicos ou idiossincráticos, que

esta ligada ao comportamento das instituições financeiras e dos tomadores de crédito, e fatores macroeconômicos que afetam a economia de um modo geral.

E para essa investigação de causalidade foram utilizados renda per capita, volume de crédito ofertado a pessoa física, taxa de desemprego e coeficiente de Gini.

Contribuindo para a literatura de *default* ao apresentar uma prévia relação entre a variável explanatória e a variável GINI que não é utilizada com frequência, apresentando indicador e um meio a mais de controle desse fator para o governo.

Esse trabalho está dividido em 6 seções. No qual a primeira apresenta uma introdução sobre tema abordado, apresentado seu objetivo e problemática. Já a segunda seção expõe a visão de outros autores apresentadas em literaturas teóricas e empíricas. A terceira seção demonstra a metodologia empregada para investigar a relação da variável endógena com as variáveis exógenas. A quarta seção apresenta uma análise da base de dados utilizada e sobre um prévio exame das variações da inadimplência e das variáveis macroeconômicas entre os estados brasileiros e o Distrito Federal. Na quinta seção encontra-se o modelo estimado para investigar a causalidade da variável dependente através das variáveis independente. Na última seção está as considerações finais sobre o estudo realizado e sugestões de temas futuros.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Para Houaiss (2001) a palavra inadimplência apresenta uma única acepção: falta de cumprimento de uma obrigação. A definição operacional de inadimplência, ou *default*¹, para fins de avaliação de risco de crédito não é trivial.

A inadimplência é a ausência de liquidação financeira até a data do vencimento de um compromisso financeiro com a outra parte, quando realizada uma negociação de prazos entre as partes envolvidas, para aquisição de bens e serviços (FONSECA ET. AL., 2013).

Segundo Westgaard e Wijst (2001, p. 339) “[...] entrar em *default* é fracassar em pagar uma quantia devida a um banco.”

Já Bessis (1998, p. 82) definiu como: “[...] deixar de pagar uma obrigação, quebrar um acordo, entrar em um procedimento legal ou *default* econômico.”

O *Bassel Committee on Banking Supervision* (2006, p. 100) apresenta uma definição mais abrangente:

Considera-se ter *default* em relação a um devedor específico quando um ou ambos os eventos ocorrerem: O banco considera improvável que o devedor pague na totalidade suas obrigações ao conglomerado financeiro sem que este tenha que recorrer a ações tais como a realização de garantias (se possuir); O devedor está atrasado em mais de 90 dias em alguma obrigação material com o conglomerado financeiro. Saques a descoberto são considerados como operações em atraso quando o cliente infringir um limite recomendado ou tenha lhe sido recomendado um limite menor que a dívida atual.

Nesse trabalho será utilizado o conceito de inadimplência do Banco Central do Brasil (BACEN), cuja taxa de inadimplência é mensurada pelo percentual da carteira de crédito do Sistema Financeiro Nacional (SFN) com pelo menos uma parcela com atraso superior a 90 dias. Inclui operações contratadas no segmento de crédito livre e no segmento de crédito direcionado.

2.1. Literatura teórica

Chu (2001) argumenta que a causa da inadimplência está dividida em dois grupos: fatores microeconômicos ou idiossincráticos, que esta ligada ao comportamento das instituições financeiras e dos tomadores de crédito, e fatores macroeconômicos que afetam a

¹ Mesmo podendo haver diferença entre os conceitos de *default* e inadimplência, neste trabalho estes termos são utilizados com o mesmo sentido.

economia de um modo geral. O autor, através de um modelo de correção de erro, investigou os principais fatores macroeconômicos que explicam a inadimplência bancária entre 1994 e 2000. A partir do modelo estimado, realizou análise de sensibilidade da inadimplência a aumentos das variáveis explicativas (*spread*² bancário, índice de produção industrial, índice de desemprego, taxa de juros Selic e taxa de compulsório)

Para Amorim e Carmona (2004) o aumento das operações de crédito no Brasil, após o plano real foi abrangente em vários segmentos da economia, pois antes disso, a alta inflação havia inibido o crescimento do mercado de empréstimos no país.

Segundo Prado, Basto e Duarte Jr. (2000) ao invés de emprestar a clientes do setor privado, a um risco de crédito maior, os bancos comerciais tendiam a financiar a dívida interna do país, a um risco de crédito menor e com maior liquidez, mas ainda assim cobrando altas taxas de juros. Contudo o ramo de pessoa física, segundo BACEN (2002) foi a que mais cresceu e em 2001 apresentava um volume de saldo das operações de crédito destinado a este segmento 50% superior ao concedido à pessoa jurídica.

Na literatura que relaciona o risco de crédito ao ambiente macroeconômico, Schechtman et al. (2004) e Schechtman (2006) apresenta uma discussão sobre a adequação dos níveis de provisão e capital mínimo exigidos pelo BACEN para cobrir a exposição ao risco de crédito, requerido em Basileia I, acordo de 1988, cujo em 2004 foi que reavaliado no Basileia II, mais amplo, exigia, não apenas, capital para risco de crédito e mercado e sim para risco operacionais, fazendo com que os banco atribuísse reservas relativas para cada risco de uma carteira. Em 2012 há a sacção do Basileia 2.5 que visava, mais, o risco exposto em operações de câmbio e de tributações. Ainda sendo implementada no Brasil, entre 2013 e 2019, o Basileia III, além dos referidos riscos envolvidos nos acordos de Basileia anteriores, e se baseando na crise financeira de 2008, tem o objetivo de garantir uma melhoria na capacidade do setor bancário de absorver choques decorrentes de estresse financeiro e econômico (BACEN, 2013).

Segundo Souza e Feijó (2007), o crédito no Brasil é caracterizado pelo custo excessivo e pela oferta reprimida, sendo uma das causas o elevado risco de inadimplência

² Brock e Sorjas-Suarez (2000) definem *spread* como a diferença entre os valores que o banco cobra dos tomadores de empréstimos e os valores que o banco remunera os depositantes.

embutido no *spread*. E além do risco sistêmico³, presente nas operações de crédito e ocasionados pelas oscilações macroeconômicas, existe ainda, um risco remanescente relacionado ao perfil da própria instituição bancária e de seus tomadores, chamado risco idiossincrático ou microeconômico. Apesar da exposição a esse risco ser determinada pelas características intrínsecas ao tomador de recursos e à instituição credora, este tipo de risco ao nível de portfólio pode ser ajustado pelos bancos por diversos propósitos.

Bernanke e Gertler (1995) e Bernanke, Gertler e Gilchrist (1998) investigando a relação da inadimplência com os ciclos econômicos. Apresentando mecanismos com que o mercado de crédito reaja de forma pró-cíclico. Em choques, um acelerador financeiro aumenta e propaga os estímulos iniciais, intensificando os efeitos de uma expansão ou de uma recessão econômica. Em momentos de crescimento, o aumento das receitas das empresas aumenta o capital próprio relativamente ao capital externo (empréstimos), reduzindo então o risco de inadimplência que estar nas taxa de juros para financiamento bancário. Tal redução, no barateio do capital externo, estimula a aquisição de novos financiamentos, intensificando os efeitos de um choque positivo. O contrário ocorre durante recessões, o que contribui, através desse canal financeiro, para que impulsos adversos esmaguem ainda mais a atividade econômica.

Para Wilson (1998) os riscos sistêmicos, risco idiossincrático, não são reduzidos mesmo na presença de “boas” diversificações de carteira, embora a diversificação possa reduzir esse risco, cujo é influenciado pelo ambiente macroeconômico. O autor toma como exemplo a taxa média de *default* de firmas alemãs entre 1960 e 1994, cuja variação ao longo do período, podendo ser definida como o risco sistemático de uma carteira diversificada por abranger todos os setores da economia, é em grande parte explicada por fatores macroeconômicos, como crescimento do produto e taxa de desemprego.

Gourinchas, Valdés e Landerretche (2001) argumentam que a rápida expansão de crédito, justamente por subestimar o risco dos novos empréstimos, é fator de causalidade para a ocorrência de crises bancárias. Segundo Borio, Furfine e Lowe (2001), nessa expansão há subestimação dos riscos de crédito, assim reduzindo os *spreads* e permitindo aos bancos

³Biblio et al. (2000, p.1) apresenta risco sistêmico a uma série de *default* correlacionados de instituições financeiras que, ocorrendo num curto espaço de tempo, provoca diminuição de liquidez e perda de confiança generalizada no sistema financeiro como todo.

manter menos capital para provisões. Os autores apresentam que a maioria das crises bancárias é precedida por expansão dos empréstimos (*lending booms*), mesmo que nem toda expansão dos empréstimos cause necessariamente uma crise bancária.

2.2. Literatura empírica

Marins e Neves (2013) utilizaram um modelo de *probit* para estimar a probabilidade de inadimplência através de variáveis macroeconômica e evidenciaram uma forte relação negativa entre o ciclo econômico e a relação de inadimplência das empresas tomadores de crédito no Brasil, onde os fatores macroeconômicos que mais influenciaram a inadimplência foram o crescimento do PIB e a inflação.

Nickell, Perraudin, Varotto (2000), Bangia, Diebold, Kronimus, Schagen, Schuermann (2002), Amato, Furfine (2003), Pesola (2005), Wilson (1998) e Carling, Jacobson, Lindé, Roszbach (2007) incorporam dados macroeconômicos e informações de firmas para estimar probabilidades de transição em matrizes de migração de qualidade de crédito.

Amato e Furfine (2003), analisando firmas americanas classificadas pela *Standard & Poor's (S&P)*⁴, entre 1981 e 2001, e mesmo havendo pouca variação nas classificações de risco das firmas, observam que mudanças de classificação são muito sensíveis às condições do ciclo econômico e com isso concluíram a necessidade de variáveis macroeconômicas em modelos de estimação de risco de crédito.

Pesola (2005) verificou a importância de variáveis macroeconômicas, como renda, taxa de juros real e endividamento das famílias, para explicar os choques na razão entre créditos apresentados como prejuízo e empréstimos totais, utilizando um painel com dados de países europeus de 1980 a 2002.

Wilson (1998) estima a distribuição condicional da probabilidade de *default* e as probabilidades de migração de classificação de crédito de diferentes indústrias, condicionando a variável resposta às seguintes informações macroeconômicas: taxa de desemprego, crescimento do produto e taxa de juros de longo prazo. Carling et al. (2007) obtém resultado similar ao estimarem o risco de *default* da carteira de empréstimos de um banco da Suécia.

⁴ S&P é uma divisão do grupo McGraw-Hill que publica análises e pesquisas sobre bolsas de valores e títulos.

Chiàk (2007) verifica as vulnerabilidades do sistema financeiro em relação ao risco de crédito por meio de testes de estresse⁵, indicando um alerta precoce acerca da solidez do mercado financeiro. O interesse nessa área de pesquisa surgiu a partir do aumento da instabilidade financeira ocorrida em muitos países a partir da década de 1990

Virolainen (2004), Hoggarth, Sorensen e Zicchino (2005) e Pesaran, Schuermann e Treutler (2006) apresentam que os modelos econométricos são utilizados para ligar as variáveis macroeconômicas e as medidas de risco de crédito, com o intuito de verificar a estabilidade de um banco ou do sistema financeiro quando submetido a choques.

Virolainen (2004) estima a probabilidade de *default*, utilizando um modelo *logit*, para diferentes setores econômicos em função de um grupo de variáveis macroeconômicas. Em seguida utiliza o modelo para realizar testes de estresse em uma carteira de empréstimos, de um banco representativo da Finlândia, por meio de simulações de Monte Carlo.

Hoggarth et al. (2005) desenvolvem um VAR (vetor auto-regressivo) com a intenção de verificar o impacto das condições macroeconômicas sobre os créditos baixados como prejuízo dos maiores bancos do Reino Unido. Utilizando o hiato do PIB, as taxas de inflação e de juros de curto prazo que, após serem expostas a choques, permitem avaliar os impactos através de funções de resposta ao impulso.

Pesaran et al. (2006) desenvolveram um modelo GVAR (vetor auto-regressivo global) com variáveis macroeconômicas e financeiras de vários países com o objetivo de identificar as relações entre o ciclo internacional de negócios e a atividade econômica dos principais países e regiões. O modelo é usado para mensurar as probabilidades de inadimplência de uma carteira de grandes firmas, cujas apresentaram sensíveis aos ciclos de negócios domésticos e internacionais.

O referencial teórico foi baseado em pesquisas que buscam relacionar o contexto macroeconômico com o contexto inadimplência. Este foi apresentado em literaturas teóricas e empíricas, que contextualizaram o *default* com: causalidade da mesma, risco sistêmico, risco bancário, diversificação de carteira entre outras. Em muitos se explica o risco de crédito com

⁵ Teste de estresse é, geralmente, utilizado em carteira de ativos, mas recentemente tem sido aplicado ao bancos integrais, sistemas bancários e sistemas financeiros. E é um termo geral que abrange várias técnicas para avaliar a capacidade de resistência a eventos extremos. Os testes de stress são utilizados para determinar a estabilidade de um dado sistema ou entidade. Elas envolvem testes além da capacidade operacional normal, muitas vezes, a um ponto de ruptura, a fim de observar os resultados.

fatores macroeconômicos como: *spread*, classificação de risco de firmas, taxa de desemprego, crescimento do produto, taxa de juros, PIB, Inflação, renda per capita e outros. E nesses estudos a relação da variável explanatória e dos fatores macroeconômicos foi testada baseada nas metodologias: Dados em Pannel; *Probit*; Modelo *logit*; VAR (vetor auto-regressivo); GVAR (vetor auto-regressivo global); testes de estresse e simulação de Monte Carlos.

3 METODOLOGIA: DADOS EM PAINEL

Este trabalho possui cunho descritivo, na qual tem por objetivo descrever fenômenos, estimar proporções, descobrir associações entre variáveis e relações de causa e efeito (COOPER; SCHINDLER, 2003). Tendo objetivo de investigar quais variáveis macroeconômicas causa o *default* dos estados brasileiros e Distrito Federal.

Entretanto, trata-se de uma pesquisa com abordagem quantitativa, realizando a mensuração dos fenômenos, com coleta e análise de dados numéricos, por intermédio de testes estatístico (COLLIS; HUSSEY, 2005), aplicando a metodologia apresentada a seguir.

3.1. Dados em Pannel

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004) os modelos com dados em painel permitem uma análise quantitativa das relações econômicas combinando (*pooling*) dados de séries temporais e dados de corte transversal (*cross-section*). O uso desses modelos é devido à possibilidade de investigar, de modo simultâneo, variações de variáveis apresentadas ao longo do tempo quanto em diferentes unidades de corte transversal (ou indivíduos). Além de observar efeitos econômicos que não podem ser identificados apenas com o uso de dados em corte transversal ou apenas com o uso de séries temporais. Estes cortes podem representar um conjunto de dados, tais como, setores econômicos, empresa, regiões, etc.

Para Campos et. al. (2010) um painel tem duas dimensões de variação dos dados, uma espacial e outra temporal.

O modelo de dados em painel consiste em um método para o controle de alguns tipos de variáveis omitidas sem observá-las, requerendo um tipo específico de dados, em que cada unidade de observação, ou unidade, é observada em dois ou mais períodos de tempo (WATSON, 2003).

Hsiao (1999) reforça os argumentos de Pindyck e Rubinfeld (2004) dizendo que uma virtude importante da metodologia de dados em painel é o uso das informações em tanto em dinâmica intertemporal, quanto da individualidade de cada ente, investigando simultaneamente, o que o torna mais apto para controlar efeitos de variáveis mal especificadas ou não observadas. Em outras palavras, a análise longitudinal se destaca das demais pela sua capacidade de controlar a heterogeneidade existente entre os indivíduos através da estimação de efeitos individuais isolando os efeitos das variáveis explanatórias não mensuradas pelos econométristas.

Para Hsiao (1999) a vantagem da análise em painel para pesquisa econômica, em comparação as análises *cross-section* convencionais e à análise de séries temporais é por dar ao pesquisador uma maior quantidade de dados, aumentando os graus de liberdades e reduzindo os problemas de colinearidade entre as variáveis explanatórias. Permite estudar um grande número de questões econômicas que não possuem robustez em, somente, análise *cross section* ou séries temporais. E reduz problemas centrais em efeitos causados por variáveis omitidas (ou mal especificada) que são correlacionadas com variáveis explanatórias.

As regressões em modelo de dados em painel segundo Gujarati (2006) em geral apresentam-se da seguinte forma:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \mu_{it} \quad (1)$$

Onde,

Y é a matriz das variáveis dependentes;

β_1 e β_2 é o vetor dos coeficientes desconhecidos do modelo a serem estimados;

X é a matriz das variáveis explicativas;

i representa a i-ésima unidade de corte transversal (indivíduo);

t é o t-ésimo período do tempo;

μ é a matriz dos erros aleatórios e representa a influência de outros fatores não considerados no modelo, bem como os erros de estimação da variável resposta Y.

Em geral os erros experimentais são independentes e normalmente distribuídos.

Quando para cada indivíduo i há o mesmo número de dados temporais o painel apresenta-se balanceado (ou equilibrado). De outro modo, se o número de dados temporais não é o mesmo para todos os indivíduos, o painel apresenta-se não balanceado (ou desequilibrado) (GUJARATI, 2006).

3.2. Estimação de modelos com Dados em Painel

Para Pindyck e Rubinfeld (2004) o primeiro momento para o uso de dados em painel combinam todos os dados em corte transversal e séries temporais e então estima o modelo subjacente usando mínimos quadrados ordinários (MQO). No segundo momento há o reconhecimento de que variáveis omitidas podem levar a mudanças nos interceptos para os dados em corte transversal e séries temporais. Entretanto o modelo de efeitos fixos acrescenta variáveis binárias (variáveis *dummy*) para levar em conta essas alterações. Um terceiro momento melhora a eficiência do primeiro processo de estimação por MQO ao levar em conta as oscilações presente nos indivíduos e nas séries temporais.

E em último momento leva-se em conta o fato de que o termo de erro pode apresentar correlação ao longo do tempo e ao longo das unidades em corte transversal. Então o modelo de efeitos aleatórios, sendo uma variação do processo de estimação por mínimos quadrados generalizados (MQG), fornece uma solução prática para este problema.

Segundo Marques (2000) o modelo de efeitos fixos é mais apropriado para os casos em que se retiram amostras mais exaustivas de uma população ou quanto se pretende prever o comportamento individual. Já o modelo de efeitos aleatórios é para um conjunto de decisões.

3.2.1. Modelo de efeitos fixos

O modelo de efeitos fixos possui coeficientes que variam de indivíduo para indivíduo ou no tempo, ainda que permaneçam com constante fixas, logo, não aleatória (MARQUES, 2000)

O modelo de efeitos fixos (EF) depende das premissas da relação com o intercepto, dos coeficientes angulares e do termo de erro: os coeficientes angulares são constantes, mas o intercepto varia entre indivíduos; os coeficientes angulares são constantes, mas o intercepto varia entre indivíduos e ao longo do tempo e intercepto e coeficientes angulares variam entre os indivíduos (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

Os modelos com efeitos fixos utilizam um processo de estimação que pressupõe que a heterogeneidade dos indivíduos é captada pela parte constante, que difere de indivíduo para indivíduo. Neste modelo, as hipóteses auxiliares são a heterogeneidade na parte constante e a homogeneidade no coeficiente angular da equação:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \dots + u_{it} \quad (2)$$

Onde,

α o intercepto médio do indivíduo;

Y é a matriz das variáveis dependentes;

β é o vetor dos coeficientes desconhecidos do modelo a serem estimados;

X é a matriz das variáveis explicativas;

i representa a i -ésima unidade de corte transversal (indivíduo);

t é o t -ésimo período do tempo;

μ é a matriz dos erros aleatórios e representa a influência de outros fatores não considerados no modelo, bem como os erros de estimação da variável resposta Y .

A constante α_i é diferente para cada unidade de corte transversal (ou indivíduo). Isto permite captar diferenças que não variam ao longo do tempo (por exemplo, dimensão dos países, recursos naturais e outras características que não variam no curto prazo).

3.2.2. Modelo de efeitos aleatórios

Para Pindyck e Rubinfeld (2004) o modelo de efeitos aleatório (EA) também chamado de componentes dos erros, assume que cada β_{it} (coeficiente do indivíduo i no instante t) é uma variável aleatória representativa de uma população maior e pode ser escrita: $\beta_{it} = \beta_1 + u_i$, sendo β_1 um parâmetro desconhecido que representa o coeficiente populacional médio e u_i o termo de erro.

Esse modelo pressupõe que o comportamento dos indivíduos ao longo do tempo é desconhecido, não podendo ser observado, nem medido, é parte da nossa “ignorância”. Podendo representar estes efeitos individuais e temporais em forma de uma variável aleatória normal. Ao contrário do modelo de efeitos fixos, a heterogeneidade não é incorporada no termo independente, mas sim na variância da variável endógena (MARQUES, 2000).

Os modelos com efeitos aleatórios utilizam um processo de estimação que insere o pressuposto da heterogeneidade das unidades de corte transversal no termo de erro, conforme a equação abaixo:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \dots + (n_i + u_{it}) \text{ com } \alpha_i = \alpha = n_i \quad (3)$$

Em que,

α o intercepto médio do indivíduo;

Y é a matriz das variáveis dependentes;

β é o vetor dos coeficientes desconhecidos do modelo a serem estimados;

X é a matriz das variáveis explicativas;

i representa a i -ésima unidade de corte transversal (indivíduo);

t é o t -ésimo período do tempo;

n é o termo de heterogeneidade do termo de erro;

μ é a matriz dos erros aleatórios e representa a influência de outros fatores não considerados no modelo, bem como os erros de estimação da variável resposta Y .

Portanto, pode-se concluir que as principais diferenças entre os modelos com efeitos aleatórios e os modelos com efeitos fixos residem no fato de que o primeiro considera a constante não como um parâmetro fixo, mas como um parâmetro aleatório não observável; o segundo pressupõe que estas diferenças captam-se no termo de erro (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

3.2.3. A escolha do Modelo e o Modelo Pooled

Para Marques (2000) o modelo de efeitos aleatórios é para efetuar uma inferência relativa a uma população, a partir de uma amostra aleatória. Já o modelo de efeitos fixos é para avaliar o comportamento de um indivíduo independente de ser através de uma amostra aleatória ou não.

A escolha entre o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios depende da correlação entre os componentes de erro u_i e dos regressores X , caso ambos não forem correlacionados o (EA) será mais adequado, caso estejam correlacionados (EF) será mais adequado. Portanto, existem três modelos principais de dados em painel: os modelos agregados *pooled*, os modelos com efeitos fixos e os modelos com efeitos aleatórios.

Os modelos agregados *pooled* trabalham com um processo de estimação que presume que os parâmetros α (coeficiente linear) e β (coeficiente angular) são comuns para todos os indivíduos. Há duas hipóteses auxiliares que embasam este modelo: a de homogeneidade na parte constante e no coeficiente angular, conforme equação abaixo:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \dots + u_{it} \quad (4)$$

Onde,

α o intercepto médio do indivíduo;

Y é a matriz das variáveis dependentes;

β é o vetor dos coeficientes desconhecidos do modelo a serem estimados;

X é a matriz das variáveis explicativas;

i representa a i -ésima unidade de corte transversal (indivíduo);

t é o t -ésimo período do tempo;

μ é a matriz dos erros aleatórios e representa a influência de outros fatores não considerados no modelo, bem como os erros de estimação da variável resposta Y .

Gujarati (2006) a respeito dos tipos de modelo de dados em painel salienta: “o tratamento dado a α é essencial para definir qual modelo de estimação é o mais apropriado: se o de efeitos fixos (EF) ou o de efeitos aleatórios (EA)”, dependendo dos objetivos da pesquisa, da disponibilidade de dados e das suposições realizadas com relação às variáveis componentes do modelo.

Entretanto o modelo de efeitos aleatórios utiliza menos graus de liberdade e é observado conceitualmente como um conceito amplo de erros em uma série de dados com variação alta dos dados em corte transversal e de série temporal. Mas o modelo de efeitos fixos também tem suas vantagens. Ele permite ao pesquisador analisar que a variável dependente de cada unidade em corte transversal difere da média geral em corte transversal. Além disso, não exige a pressuposição de que os efeitos individuais incorporador ao termo de erro não têm correlação com as variáveis explanatórias no modelo, uma pressuposição que pode não ser válida e pode, portanto, levar a estimativas inconsistentes dos parâmetros.

3.3. Modelo de diferença generalizada

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004) uma premissa do modelo de efeitos aleatórios é de que a correlação das perturbações ao longo do tempo é independente do lapso de tempo entre os termos de perturbação. Com isso combinam-se dados em corte transversal e temporal tendo como pressuposição de erro a autocorrelação das séries temporais ou dos indivíduos em corte transversal e também a heterocedasticidade das unidades em corte transversal.

As pressuposições indicam que, enquanto as perturbações em corte transversal não são autocorrelacionadas e têm variância constante, as perturbações de séries temporais são autocorrelacionadas. Permitindo que ρ , coeficiente de ajuste de diferença generalizada, varie de uma unidade individual para outra, mas fixamos cada estrutura de erro de modo a obter correlação serial de primeira ordem. Estimativas de parâmetros eficientes podem ser obtidas através de uma variante dos mínimos quadrados generalizados. Estimamos cada ρ_i e

em seguida usamos o $\hat{\rho}_i$ estimado como base para a regressão por mínimos quadrados generalizados. Como os parâmetros estimados são consistentes e não-tendenciosos, podemos calcular os resíduos $\hat{\varepsilon}_{it}$ da regressão. Cada ρ_i é estimado:

$$\rho_i = \frac{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{it} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}}{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^2} \text{ para } i \equiv 1, 2, \dots, N \quad (5)$$

Com essa estimação passamos o modelo Original para o formato em diferença generalizada:

$$Y_{it}^* = \alpha(1 - \hat{\rho}_i) + \beta X_{it}^* + u_{it}^* \quad (6)$$

em que

$$Y_{it}^* = Y_{it} - \hat{\rho}_i Y_{i,t-1}; X_{it}^* = X_{it} - \hat{\rho}_i X_{i,t-1}; u_{it}^* = \varepsilon_{it} - \hat{\rho}_i \varepsilon_{i,t-1} \quad (7)$$

O modelo em diferenciação generalizada pode ser estimado com o uso de mínimos quadrados ordinários para o modelo com dados combinados. Para cada unidade individual abandona-se uma observação, portanto são utilizados NT-N observações, onde N corresponde ao número de observações de indivíduos e t ao número de observações ao longo do tempo. Corrigindo a heterocedasticidade e correlação em corte transversal entre indivíduos. Então caso haja heterocedasticidade, usamos os resíduos deste modelo para estimar as variâncias de erro individuais.

4 EXERCÍCIO EMPÍRICO

4.1. Amostra

Os dados anuais entre 2004 a 2012 dos 26 estados e do Distrito Federal foram coletados do BACEN e do Instituto de Pesquisa econômica aplicada (IPEA) e geraram 243 observações. Estes possuem diversas fontes como, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Pesquisa Nacional por amostra de Domicílios (PNAD) entre outros.

As variáveis macroeconômicas coletadas, apresentadas no Quadro 2, foram coletadas do IPEA, através do IPEADATA, sistema de dados consolidados de várias fontes de pesquisas como, IPEA⁶, IBGE, FGV, FNDE, BNDES, FNDE, Ministério da Fazenda entre

⁶ O IPEA realiza pesquisas fornecendo suporte técnico e institucional às ações governamentais para formulação e reformulação de políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros, utilizando dados coletados através da própria e várias instituições de pesquisas.

outros. Ao contrário da inadimplência, esses fatores foram colhidos ao ano, sem haver necessidade de ponderações para valores anuais.

Segundo a literatura apresentada no Capítulo 2, as variáveis macroeconômicas são necessárias para modelagem de risco de crédito, com isso foram coletadas amostras de variáveis que explicassem a causalidade do *default* das famílias (pessoa física), apresentado no Quadro 1.

Quadro 1 – Variáveis macroeconômicas analisadas

Variável	Descrição	Fonte
INAD	Inadimplência agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física	BACEN
ESTUDO	Total de anos de estudo	IPEA
GINI	Índice de desigualdade de Gini	IPEA
RENDA	Renda anual per capita	IPEA
VCPF	Volume agregado per capita em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física	IPEA
DESEMPREGO	Taxa de Desempregados, numero de pessoas sem vínculo empregatícia pela população	IPEA
PEA	Pessoas Economicamente Ativas	IPEA
VENDAS	Vendas nominais - varejo - índice (média 2011 = 100)	IPEA

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

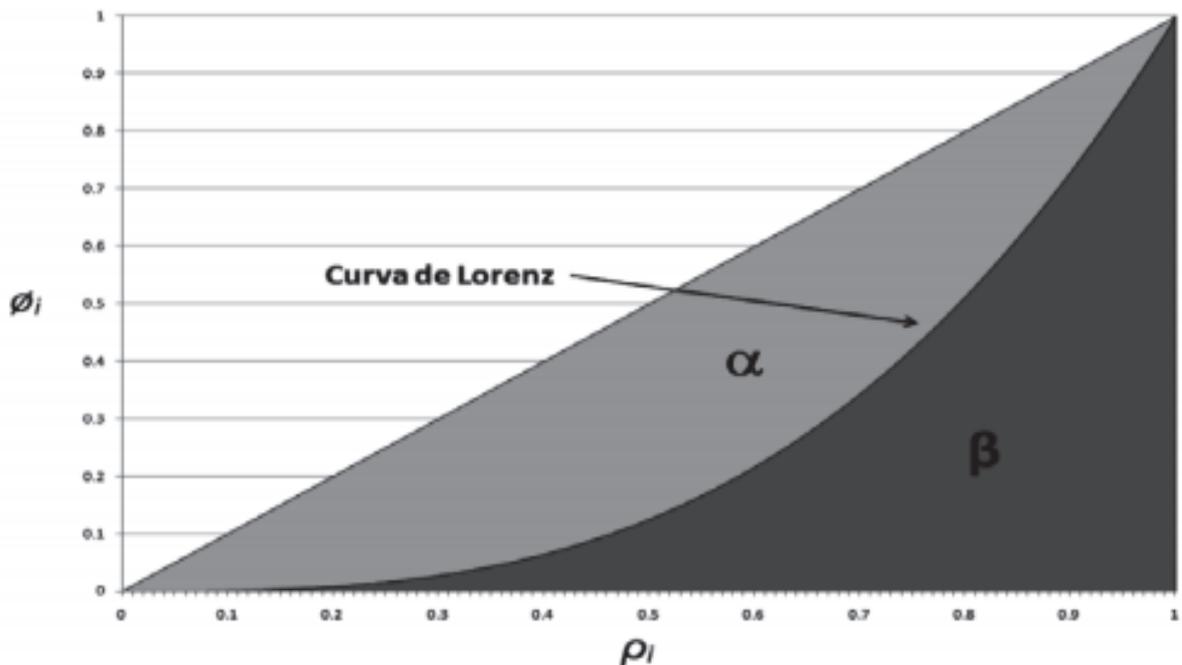
A variável estudada, INAD tem como fonte o BACEN e é definida como a relação entre o saldo em atraso superior a noventa dias dos contratos de crédito sobre o saldo de todos os contratos na data base. Abrangem todas as operações de empréstimos, financiamentos, adiantamentos e arrendamento mercantil, concedidas pelas instituições integrantes do SFN. Cujas apuração é feita pelo Depec, departamento de econômico do Banco Central. Os dados estão disponíveis no site do BACEN e foram coletados em 2014. As Figuras 2, 3, 4, 5 e 6 apresentam a evolução desse fator por estados e agrupado por região. A

apuração foi realizada com dados mensais e ponderada pelo volume de crédito ofertado e assim ajustado ao ano.

A variável regressora GINI foi desenvolvida pelo italiano Corrado Gini em 1912, sendo utilizada, geralmente, para mensurar a desigualdade de Renda, mas também pode ser usada para qualquer distribuição, como concentração de terra, riqueza entre outros. Consiste em um número de 0 a 1, onde 0 corresponde à completa igualdade de distribuição. A construção desse índice é baseada na Curva de Lorenz (IPECE, 2013).

Segundo Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), a Curva de Lorenz, Figura 1, mostra a proporção acumulada da (ϕ) em relação à proporção acumulada da população (ρ).

Figura 1 – Curva de Lorenz



Fonte: IPECE (2014)

Para IPECE (2014), o índice ou coeficiente de Gini é uma relação entre a área da desigualdade, indicada por α e a área do triângulo β . Assim sendo:

$$G = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \quad (9)$$

Onde,

G é o índice de Gini.

A perfeita desigualdade da renda ocorre quando $\beta = 0$, logo a área de α representará o triângulo como todo. Entretanto, quando a hipotenusa da área triangular for a própria curva de Lorenz haverá uma completa equidade da distribuição da renda.

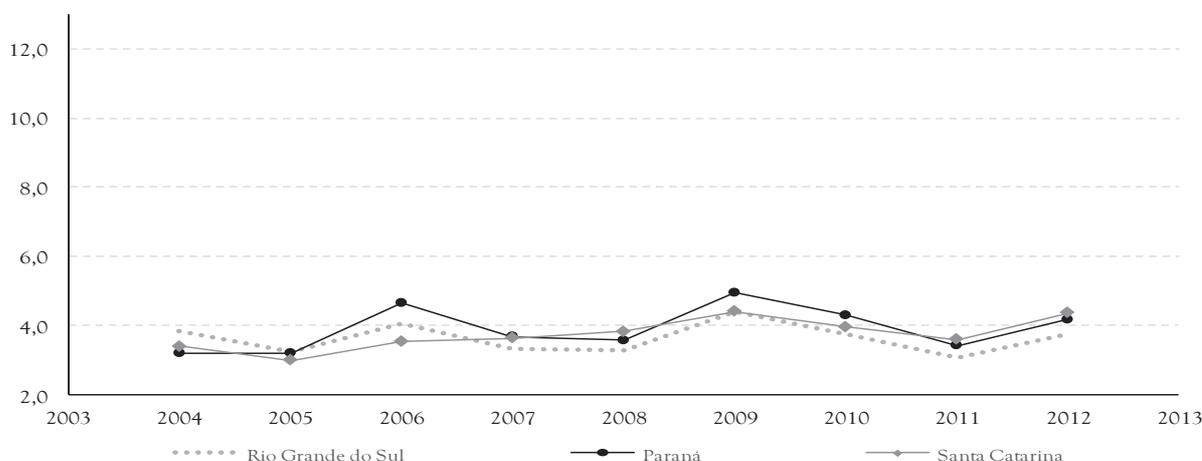
A literatura sobre a investigação da causa da inadimplência utiliza variáveis macroeconômicas agregadas como, *spread*, classificação de risco de firmas, crescimento do produto, taxa de juros, PIB, Inflação entre outros. Como o objetivo do trabalho é investigar o *default* estadual, utilizou-se variáveis macroeconômicas que representassem essa característica, como ESTUDO, GINI, VCPF, PEA e VENDAS.

4.2. Estatística Descritiva

A diversidade da economia dos estados brasileiros é ampla, causando níveis e evoluções diferentes em cada estado. Entretanto, conforme BACEN (2010) há uma semelhança na economia dos estados que se localizam na mesma região. Assim, o comportamento da variável *default* de cada estado será representado de forma regional (ver Figuras 2, 3, 4, 5 e 6).

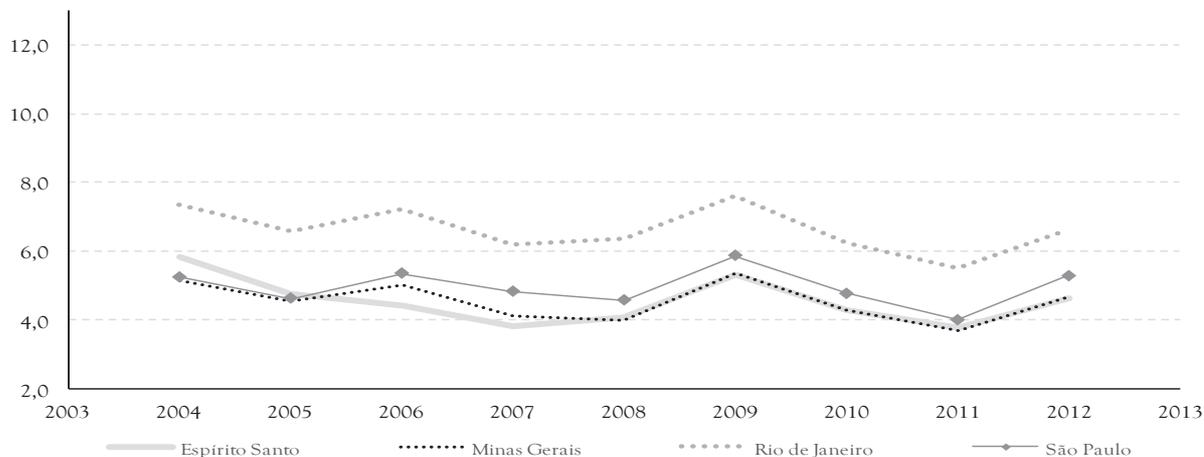
Contudo o comportamento da variável *default* está sujeita a variações de acordo com o comportamento das variáveis macroeconômicas e microeconômica de cada estado (CHU, 2001), podendo haver ruptura da tendência do comportamento da série devido a ciclos econômicos, crises financeiras que segundo Pesaran et al. (2006) a inadimplência torna-se mais sensível na presença de momento de elevação ou recessão econômica.

Figura 2 - Inadimplência (%) agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (2004 – 2012). Região Sul



Fonte: Banco Central do Brasil (2014).

Figura 3 - Inadimplência (%) agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (2004 – 2012). Região Sudeste.

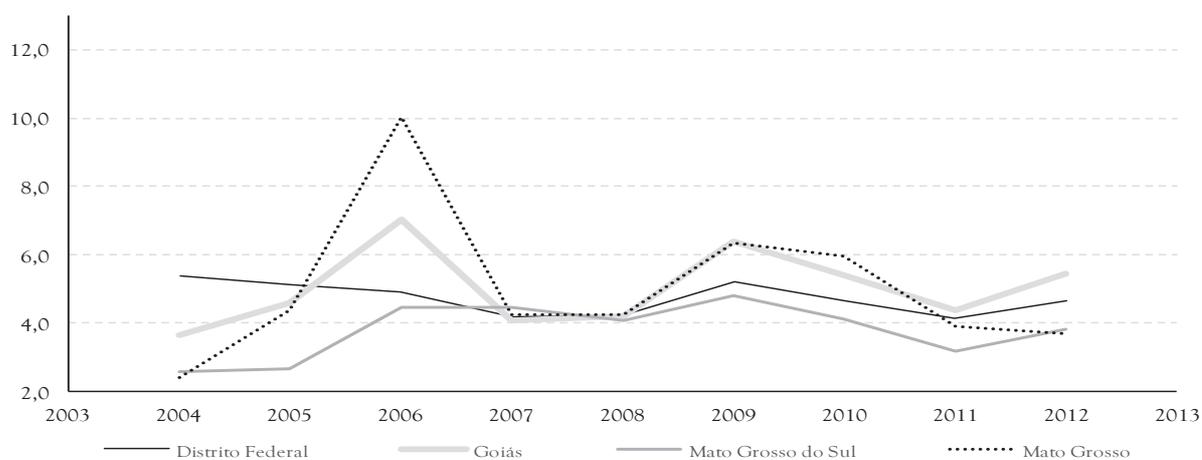


Fonte: Banco Central do Brasil (2014).

Conforme observado na Figura 2, a região Sul apresentou pouca dispersão no comportamento da variável em análise no período analisado.

As Regiões Sul e Sudeste possuem uma atuação semelhante do *default*, ou seja, pouca flutuação no decorrer do tempo, apesar do aumento da taxa na região Sul no final do período e da redução no sudeste. Contudo, o estado do Rio de Janeiro possui uma disparidade da série em relação aos demais estados dessas regiões. Apresentando valores mais altos e comportamento mais cíclicos.

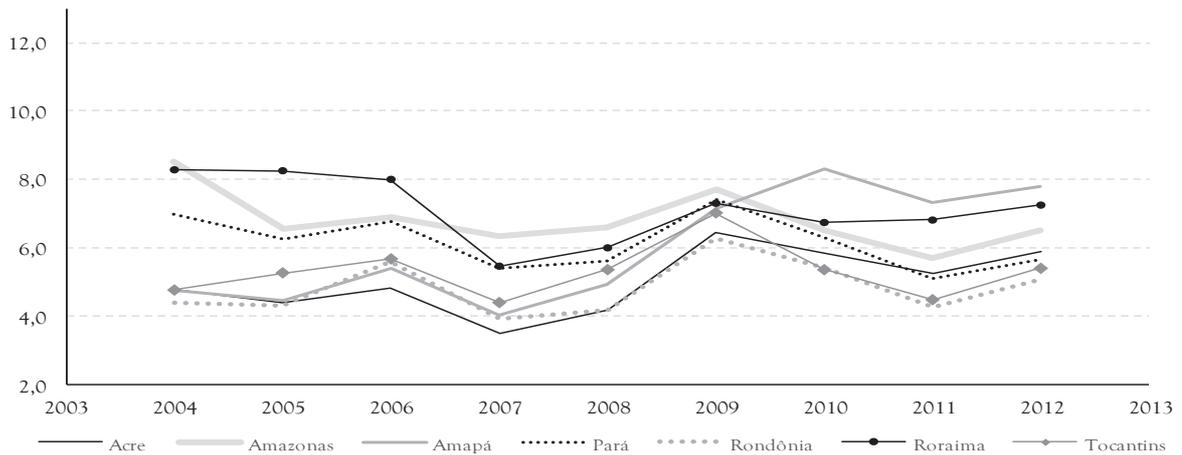
Figura 4 - Inadimplência (%) agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (2004 – 2012). Região Centro-Oeste.



Fonte: Banco Central do Brasil (2014).

Os estados da Região Centro-Oeste (Figura 4) apresentam, no início da série, valores mais dispersos entre si, porém em 2007 apresentam uma equidade na taxa e posteriormente ao longo do tempo sofre novamente uma dispersão.

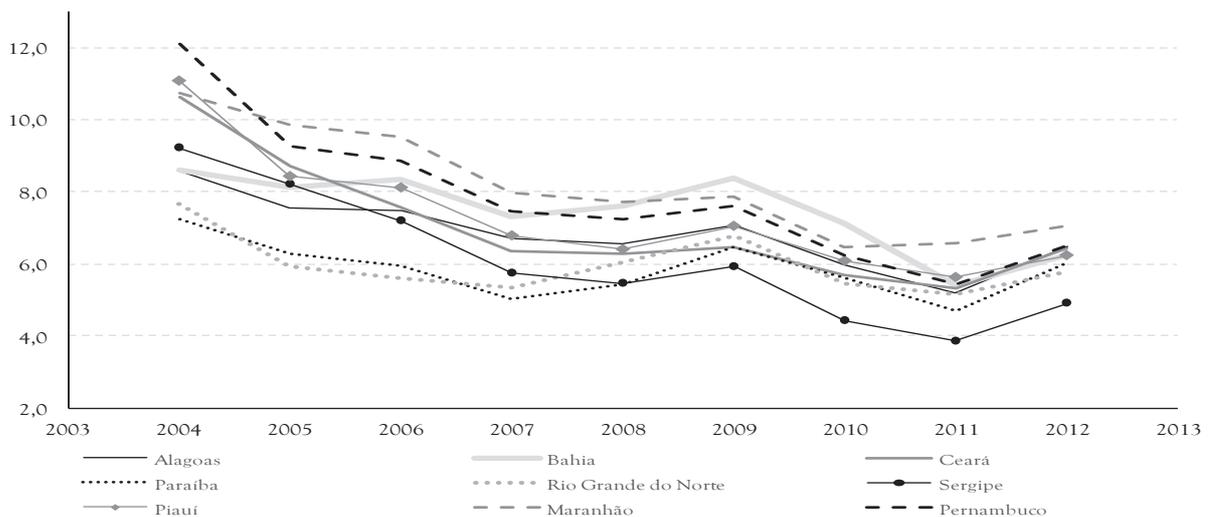
Figura 5 - Inadimplência (%) agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (2004 – 2012). Região Norte.



Fonte: Banco Central do Brasil (2014).

Enquanto na região Norte, Figura 4, observa-se entre seus estados uma disparidade do movimento da taxa, por exemplo, em 2005 os estados Roraima e Tocantins. Em 2009, houve um aumento e uma aproximação da variável estudada e no ano seguinte houve uma redução, exceto o estado do Amapá que apresentou desempenho ascendente.

Figura 6 - Inadimplência (%) agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física (2004 – 2012). Região Nordeste.



Fonte: Banco Central do Brasil (2014).

O Nordeste, representado na Figura 6, possui uma redução da taxa ao longo do tempo da amostra. Em 2004 apresentava as maiores taxa dentre todas as unidades federativas do Brasil e o Distrito Federal.

Observa-se no período 2008-2009 aumento na inadimplência em todas as unidades federativas e no Distrito Federal, no qual, segundo Rocha, Cruz e Sofia (2009) na crise em 2008, tanto o Governo quanto os bancos ofertaram crédito facilitado e com prazos mais longos a pessoa física, porém em 2009 houve um aumento da taxa desemprego que acarretou nessa evolução do *default*, como Pesaran et al. (2006) apresentam em seu trabalho, em que se evidencia a relação de ciclos econômicos com risco de crédito.

A Tabela 1 apresenta a média da variável endógena (dependente) e das variáveis exógena (explicativa), em qual a relação entre estas variáveis será apresentada no capítulo a seguir. No qual, verifica-se um aumento no fator explanado quando percorre o Brasil de Sul a Norte explicado pelas características expressas nas variáveis macroeconômicas.

Segundo IBGE (2010) as regiões Sul, Sudeste e Centro-oeste, concentram os estados mais desenvolvidos no Brasil, não somente economicamente, mas em fatores sociais como saúde, educação, renda, mortalidade infantil, analfabetismos entre outros. Onde grande parte das indústrias está estabelecida, e possui uma economia diversificada, variando desde a indústria de base até tecnologia de ponta.

Já a região Norte é uma área ainda pouco povoada e seus estados são desprovidos de infraestrutura e serviços sociais, como acesso a educação, saúde, segurança, emprego, transporte e outros, tendo ainda uma enorme ausência do governo, centralizando o poder nas mãos de fazendeiros e madeireiros (IBGE, 2010).

Contudo, observa-se na Tabela 1 em comparação com a Figura 6, que apesar da redução do *default* ao longo do tempo o Nordeste ainda possui as maiores médias do país, sendo explicado nos valores extremos das variáveis macroeconômicas dispostas.

A região Sul é caracterizada na Tabela 1 por médias mais baixas para desemprego e gini e elevadas taxa de anos de estudo, renda e saldo ofertado.

O Rio de Janeiro demonstrada já na Figura 3, apresenta inadimplência divergente dos estados de sua região, mesmo apresentada a maior quantidade de anos de estudo, possui uma elevada, em comparação, taxa de desemprego e coeficiente de Gini.

O Distrito Federal possui as maiores médias das variáveis: anos de estudo, índice de Gini, renda anual per capita e volume de crédito agregado per capita para pessoa física. No

entanto, não apresenta a menor média da inadimplência. Sendo explicado pela variável GINI, que por ser a mais alta, entre os estados analisados, indica a pior distribuição de renda e uma média de DESEMPREGO mais elevada do que os demais estados de sua região. Portanto, há uma relação direta desse fator com a variável estudada.

Reforçando essa relação, Santa Catarina apresentou a menor (melhor) média de GINI acarretando, não somente por esta, a segunda menor taxa *default*. E Rio Grande do Sul apresentou a melhor média de inadimplência com a segunda melhor distribuição de renda.

A pior (maior) média da variável explicativa pertence ao estado do Maranhão, onde constam valores quase que extremos para a média dos fatores explicativos, cujo possui a menor renda entre os estados, e estar na região cuja estão às oito unidades com menor tempo de estudo.

A Tabela 1 reforça a associação dos fatores macroeconômicos com o comportamento da taxa de inadimplência apresentada na literatura abordada no Capítulo 2. E realça a relação da distribuição de renda com a variável dependente, associando a baixas taxa de *default* para uma melhor distribuição de renda.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis econômicas (valores médios de 2004 a 2012).

Estado	Endógena		Exógena			
	Inadimplência agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física	Total de anos de estudo	Índice de desigualdade de Gini	Renda anual per capita	Volume agregado per capita em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física	Desemprego
Nordeste	6,9594%	5,5180	0,5608	R\$ 5.853,71	R\$ 1.297,59	9,2613%
Alagoas	6,8434%	4,8572	0,5678	R\$ 5.049,66	R\$ 1.258,79	10,2738%
Bahia	7,4585%	5,5960	0,5537	R\$ 5.972,04	R\$ 1.292,82	10,6655%
Ceará	7,0522%	5,5917	0,5506	R\$ 5.595,31	R\$ 1.098,65	7,6941%
Maranhão	8,1853%	5,1995	0,5596	R\$ 4.827,12	R\$ 1.049,50	7,8757%
Paraíba	5,8567%	5,4409	0,5704	R\$ 6.240,30	R\$ 1.372,56	9,0454%
Pernambuco	7,8539%	5,9760	0,5607	R\$ 5.949,21	R\$ 1.324,95	11,5784%
Piauí	7,3038%	4,9764	0,5683	R\$ 5.667,62	R\$ 1.075,00	5,8288%
Rio Grande do Norte	5,9747%	5,9341	0,5606	R\$ 6.730,04	R\$ 1.608,45	10,0192%
Sergipe	6,1058%	6,0899	0,5553	R\$ 6.652,10	R\$ 1.597,58	10,3710%
Norte	5,8888%	6,6717	0,5326	R\$ 6.904,40	R\$ 1.719,01	9,3093%
Acre	5,0056%	6,2116	0,5776	R\$ 7.033,93	R\$ 1.626,89	8,0670%
Amapá	6,0137%	7,6271	0,5147	R\$ 6.854,49	R\$ 2.112,21	12,8336%
Amazonas	6,8041%	7,1569	0,5271	R\$ 6.283,92	R\$ 1.243,75	10,8192%
Pará	6,1562%	6,0597	0,5174	R\$ 5.843,11	R\$ 1.044,90	8,8913%
Rondônia	4,8221%	6,1322	0,5148	R\$ 8.013,15	R\$ 2.013,43	7,0217%
Roraima	7,1187%	7,2575	0,5424	R\$ 7.171,56	R\$ 2.051,85	10,6514%
Tocantins	5,3014%	6,2566	0,5344	R\$ 7.130,62	R\$ 1.940,05	6,8811%
Centro-Oeste	4,6386%	7,4636	0,5407	R\$ 12.109,45	R\$ 4.465,42	8,0629%
Distrito Federal	4,7249%	9,4042	0,6080	R\$ 19.347,46	R\$ 5.902,24	10,9594%
Goiás	5,0176%	6,8523	0,5131	R\$ 9.534,54	R\$ 3.343,75	7,2566%
Mato Grosso	5,0227%	6,7136	0,5161	R\$ 9.469,95	R\$ 4.834,44	7,1963%
Mato Grosso do Sul	3,7891%	6,8841	0,5256	R\$ 10.085,85	R\$ 3.781,26	6,8392%
Sudeste	5,1633%	7,4972	0,5231	R\$ 11.001,76	R\$ 2.623,88	8,7304%
Espírito Santo	4,5463%	7,0858	0,5257	R\$ 9.681,40	R\$ 2.352,31	8,0563%
Minas Gerais	4,5305%	6,6998	0,5163	R\$ 9.239,85	R\$ 2.241,03	7,8267%
Rio de Janeiro	6,6305%	8,1535	0,5437	R\$ 12.375,31	R\$ 2.576,63	9,9127%
São Paulo	4,9458%	8,0499	0,5067	R\$ 12.710,51	R\$ 3.325,56	9,1259%
Sul	3,7648%	7,3619	0,4884	R\$ 11.787,24	R\$ 3.451,82	5,4641%
Paraná	3,9087%	7,2654	0,5081	R\$ 11.206,21	R\$ 3.373,25	6,0612%
Rio Grande do Sul	3,6375%	7,2784	0,5027	R\$ 11.685,82	R\$ 3.473,03	6,2090%
Santa Catarina	3,7482%	7,5419	0,4544	R\$ 12.469,69	R\$ 3.509,20	4,1222%

Fonte: Elaborada pelo autor (2014).

4.3. Teste de Estacionariedade

Estacionariedade é uma propriedade de uma série temporal que se desenvolve ao longo do tempo de forma aleatória ao redor de uma média, logo a média da série não se modifica com o decorrer do tempo.

Essa característica deve ser testando, pois a presença dela garante que as leis de probabilidade que atuam no processo estocástico não mudem com o tempo, ou seja, o processo possui equilíbrio estatístico.

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária ^{a, b}

Endógena		Exógena			
Inadimplência agregada em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física	Total de anos de estudo	Índice de desigualdade de Gini	Renda per capita	Volume agregado per capita em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física	Desemprego
-19,7491 *** [0.0000]	-6,6702 *** [0.0000]	-20,6869 *** [0.0000]	-8,9284 *** [0.0000]	-4,7042 *** [0.0000]	-4,8386 *** [0.0000]

Fonte: Elaborado pelo autor (2014)

a Resultados baseados no teste de raiz unitária comum proposto em Levin, Lin & Chu (2002) incluindo intercepto individual e tendência ao longo do período de 2004 a 2012. b Respective p-valores reportados entre colchetes. * Indica rejeição da hipótese nula (série não estacionária) a 10%. ** Indica rejeição da hipótese nula (série não estacionária) a 5%. *** Indica rejeição da hipótese nula (série não estacionária) a 1%.

O teste de Raiz Unitária verifica a presença de estacionariedade e proposto por Levin, Lin & Chu (2002) é uma extensão do teste de Dickey-Fuller (DF) para raiz unitária. Eles explicam que testes de raiz unitária possuem limitações quando há hipóteses alternativas de desvios altos persistentes do equilíbrio, o que aumentam em pequenas amostras. Com isso, sugerem um teste mais poderoso em relação à aplicação de testes individuais de cada corte transversal. A hipótese nula refere-se a não estacionariedade da série.

A Tabela 2 apresenta a resposta do teste de Raiz Unitário para a variável endógena e para as variáveis Exógenas. Portanto, o p-valor de cada fator apresentou rejeição da hipótese nula (série não estacionária) a 1% de significância.

5 RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO

O modelo estatístico utilizado se baseou no argumento de Pindyck e Rubinfeld (2004), que justifica o uso de dados em painel à possibilidade de investigar, de modo simultâneo, variações de variáveis apresentadas ao longo do tempo quanto em diferentes unidades de corte transversal, para investigar a causa da inadimplência por variáveis macroeconômicas, escolhidas, em parte, por modo *ad hoc*.

Os modelos básicos de estimação em dados em painel, efeitos fixos e efeitos aleatórios, utilizados para explicar a variável dependente foram rejeitados conforme p-valor (Tabela 3), através da matriz de covariância de White, cuja testa a ortogonalidade entre os modelos de efeitos e os regressores (HAUSMAN, 1978). Com isso utilizou-se o modelo *pooled* que parte do pressuposto de α e β são constantes para todos os indivíduos ao longo do tempo.

As variáveis macroeconômicas: ESTUDO, GINI, RENDA, VCPF e DESEMPREGO foram utilizadas para investigar as causas da inadimplência. O modelo estimado disposto na Tabela 3 apresentou-se estatisticamente significativo, demonstrado pela estatística F, a 1% de significância. O uso dessas variáveis apresentou robustez qualitativa a mais do que as demais coletadas.

Contudo, variável ESTUDO não apresentou significância estatística, portanto não havendo relação entre o grau de instrução de uma família e sua ineficácia de honrar seus acordos financeiros. No entanto, pode ser um indicativo de que nível de maturidade em finanças e economia seria melhor, teoricamente. Anos de estudos não ajuda o indivíduo a conseguir um equilíbrio intertemporal de suas contas.

Pesola (2005) investiga as variações na inadimplência através da renda agregada e da taxa de juros. Contudo, corroborando com essa investigação, o modelo estimado neste trabalho a variável RENDA se mostrou estatisticamente significativo para explicar o *default*. E apresentou coeficiente negativo, assim, famílias com maiores rendas possuem nível de inadimplência menor em relação às com menores poder aquisitivo.

Tabela 3 - Estimação do Painei^{a, b}

Modelo					
$IN_{i,t} = \beta + \beta_E \cdot ESTUDO_{i,t} + \beta_G \cdot GINI_{i,t} + \beta_R \cdot RENDA_{i,t} + \beta_V \cdot VCPF_{i,t} + \beta_D \cdot DESEMPREGO_{i,t} + \epsilon_{i,t}$					
$i = 1, \dots, 27 \text{ e } t = 2004, \dots, 2012$					
Principais resultados					
Constante	Total de anos de estudo	Índice de desigualdade de Gini	Renda anual per capita	Volume agregado per capita em todas as modalidades de crédito destinadas à pessoa física	Desemprego
β	β_E	β_G	β_R	β_V	β_D
0,7326 [0,7206]	-0,2617 [0,2980]	12,6342*** [0,0066]	-0,0027 *** [0,0011]	2,69 e10-4 * [0,0653]	0,1382 *** [0,0006]
Resultados complementares					
R ² ajustado:	Estatística F:		Teste de efeitos aleatórios:	Teste de efeitos fixos:	
20,3780%	13,3872 [0,0000]		10,3342 [0,0663]	5,4215 [0,0000]	

Fonte: Elaborado pelo autor (2014)

^a Resultados da estimação do Painei baseados na técnica de Mínimos Quadrados Ordinários ao longo do período de 2004 a 2012, para as vinte e sete unidades da federação brasileira. ^b Em termos de especificação, a matriz de covariância de White é robusta à heterocedasticidade no corte transversal e os resultados seguem um pool, dada a rejeição da presença de efeitos fixos e de efeitos aleatórios seguindo Hausman (1978). ^c Os respectivos p-valores são reportados nos colchetes. * Indica rejeição da hipótese nula (parâmetro não significativo) a 10%. ** Indica rejeição da hipótese nula (parâmetro não significativo) a 5%. *** Indica rejeição da hipótese nula (parâmetro não significativo) a 1%.

E das variáveis significantes, GINI demonstrou um maior beta (β), coeficiente angular que mede a sensibilidade da variável dependente em relação da variável explicativa, reforçando a visão e a análise da Tabela 2 apresentada na seção anterior, onde uma boa distribuição de renda a propicia uma população a ser menos inadimplentes.

Entretanto a relação da inadimplência com a distribuição de renda de uma sociedade, mensurado pelo coeficiente de GINI, possui referência literária escassa de sua utilização para investigação de causalidade do *default*.

Outro pressuposto observado no modelo é a relação do nível da taxa de desemprego com o *default*, sendo essa relação apresentada por Chi (2001) e Wilson (1998). O desemprego, teoricamente, diminui a capacidade do indivíduo de honrar suas dívidas, no qual é mais agravante para aqueles que não possuem costume de poupança.

6 CONCLUSÃO

O modelo estimado tem por objetivo investigar a relação da inadimplência dos estados brasileiros e Distrito Federal com as variáveis macroeconômicas, apresentado na Tabela 3, acrescentando na literatura sobre inadimplência o pressuposto de dependência da variável estudada e distribuição de renda, apresentado pela variável GINI.

Portanto uma boa distribuição de renda está diretamente relacionado a um baixo *default* das famílias. Contudo, essa variável pode ser ajustada através de iniciativas e programas do Governo, que representa um dos objetivos⁷ básicos da política econômica do Brasil.

Outros fatores estão associados a causa desta situação, não somente, anos de estudo, como também, GINI, no qual uma boa distribuição da renda em uma sociedade explica o baixo *default* da mesma, RENDA e a própria inadimplência no período anterior ao observado.

Verifica-se o exemplo do estado do Rio grande do Sul na Tabela 1, que possui a menor média da taxa de inadimplência entres as unidades federativas e o Distrito Federal, possui o segundo menor coeficiente de Gini, atrás somente do estado de Santa Catarina, pertencentes ao mesmo bloco regional, porém possui um taxa de inadimplência maior.

Outro fator importante é a relação negativa da renda anual per capita e o nível de inadimplência, onde uma maior renda pode apresentar tendência maior de poupança do que para pessoas de capital mais baixo, no qual a poupança garante um recurso adicional para cumprimento de acordos financeiros em caso de redução de renda.

Uma das causas dessa redução seria o desemprego, que foi utilizado para verificar as causa de inadimplência, demonstrando um aumento da inadimplência com esse desemprego, porém, em caso de famílias com níveis mais altos de capitais podem gerar mais poupança, garantindo uma sobrevivida do pagamento das contas. Então, podendo ser testado em

⁷ A política econômica possui três objetivos: desenvolvimento econômico, estabilidade econômica e melhor distribuição de renda.

estudos futuros, o desemprego em classes com renda mais altas tendem à afetar menos negativamente a inadimplência do que em classes com renda mais baixas.

O volume ofertado afeta a inadimplência no quesito de exposição, assim, o nível de crédito oferecido a pessoa física tende ao consumo mesmo comprometendo a renda, com isso, nível de estudo, teoricamente, em finanças ou economia acarretaria na maturidade da decisão do consumo, indicando assim a utilização ou não utilização desse recurso ofertado.

Apesar da dificuldade de acesso aos dados das variáveis macroeconômicas dos estados brasileiros e Distrito Federal, o estudo corrobora com a literatura de inadimplência, apresentando um modelo que relaciona e explica essa variável através de variáveis macroeconômicas.

Não obstante, o modelo apresenta uma prévia evidência empírica entre a variável de *default* e a variável GINI, cujo *input* foi de modo *ad hoc*, no qual o modelo estimado pode apresentar problemas de variáveis omitidas. No entanto, pesquisas futuras acerca dessa evidência podem testá-la, reforçando o modelo, apresentando e demonstrando meios, a mais, de controle da inadimplência.

Além disso, o trabalho apresenta alguns pressupostos que podem ser investigados futuramente: i) tempo de estudo em finanças ou economia implica em menor inadimplência, visto que essa área acarreta uma tomada de decisão mais correta sobre o nível de consumo; ii) o desemprego de indivíduos que possuem poupanças mais elevadas, pois apresentam capital elevado, afetam o *default* de forma menos intensas do que pessoas que possuem renda baixa; iii) utilizar outras ou acrescentar variáveis macroeconômicas estaduais para melhorar a investigação da causa da quebra de acordos financeiros.

REFERÊNCIAS

- AMATO, J.; FURFINE, C. **Are credit ratings procyclical?**. Bank for International Settlements, Working Papers 129, 2003.
- AMORIM NETO, A. A.; CARMONA, C. U. M. **Modelagem do risco de crédito: um estudo do segmento de pessoas físicas em um banco de varejo**. READ, 40.ed., v.10, n.4, p.1-23, jul-ago. 2004.
- BANGIA, A.; DIEDOLD, FX.; KRONIMUS, A.; SCHAGEN, C.; SCHUERMAN, T. **Ratings migration and the business cycle, with application to credit portfolio stress testing**, Journal of Banking & Finance, v.26, n. 2/3, p. 445–474, mar. 2002.
- BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION – BCBS. **International convergence of capital measurement and capital standards: a revised framework comprehensive version**. Basel, 2006.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. **Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission**, Journal of Economic Perspectives, v.9, n.4, p.27-48, 1995.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. **The financial accelerator in a quantitative business cycle framework**, NBER Working Paper 6455, 1998.
- BESSIS, Joel. **Risk management in banking**. Chichester: John Wiley & Sons, 1998, p. 82.
- BILLIO, M., GETMANSKY, M., Lo, A. & PELIZZON, L. (2010). **Measuring Systemic Risk in the Finance and Insurance Sectors**. Working Paper – Centre for Applied Research in Finance – Università Commerciale Luigi Bocconi.
- BORIO, C.; FURFINE, C.; LOWE, P. **Procyclicality of the financial system and financial stability: issues and policy options**. Bank for International Settlements, BIS Papers 1, 2001.
- BROCK, P. L.; ROJAS-SUAREZ, L. (2000). **Understanding the behavior of bank spreads in Latin America**. Journal of Development Economics, 63: 113-134.
- CAMPOS, A. C.; LIMA, J. E.; SONAGLIO, C. M.; ZAMBERLAN, C. O. **Evidências de Desindustrialização no Brasil: Uma análise com dados em painel**. Economia Aplicada, v. 14, n. 4, 2010, pp. 247-372.
- CARLING, K.; JACOBSON, T.; LINDÉ, J.; ROSZBACH, K. **Corporate credit risk modeling and the macroeconomy**. Journal of Banking & Finance, v. 31, n. 3, p. 845–868, 2007.
- CHU, V. **Principais fatores macroeconômicos da inadimplência bancária no Brasil**, In: Banco Central do Brasil. Juros e spread bancário no Brasil: avaliação de 2 anos do projeto. 2001.
- CIHÁK, M. **Introduction to applied stress testing**, IMF Working Paper, 59, 2007.

COOPER, D. R.; SCHINDLER, P. S. **Métodos de pesquisa em administração**. 1 ed. Porto Alegre: Bookman, 2003.

CORREA, A. S.; MARTINS, J. T.; NEVES, M. B. E.; SILVA, A. C. M. **Default de Créditos e ciclos econômicos: uma investigação empírica das operações de varejo no Brasil**. BACEN. 2010.

FONSECA, R. A.; et. al. **Custo de Transação – Impacto da Inadimplência no Setor Comercial**. ReFAE, v. 4, n. 2, p.39-60. 2013.

GOURINCHAS, P.; VALDÉS, R.; LANDERRETICHE, O. **Lending booms: Latin America and the world**. NBER Working Paper 8249, 2001.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. Elsevier Brazil, 2006.

HAUSMAN, J.A.. **Specification Tests in Econometrics**. *Econometrica*, Vol. 46, Issue 6,, p. 1215-1271, Nov. 1978

HOGGARTH, G.; SORENSEN, S.; ZICCHINO, L. **Stress tests of UK banks using a VAR approach**. Bank of England Working Paper 282, 2005.

HOUAISS, Antonio. **Dicionário Houaiss da Língua Portuguesa**. Rio de Janeiro: Objetiva, 2001.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. Cambridge: UP, 1999. (Econometric Society Monographs, n.11).

LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. S. J. **Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties**. *Journal of Econometrics*, v. 108, p. 1-24, 2002.

MARINS, J. T. M.; NEVES, M. B. E. **Inadimplência de Crédito e Ciclo Econômico: Um exame da relação no Mercado brasileiro de crédito corporativo**. Brasília. 2013. p. 1-30

MARQUES, L. D. **Modelos Dinâmicos com Dados em Paineis: revisão literatura**. CEMPRE. Porto. 2000.

MATIAS, A. B.; DOUBERMANN, E. C.; RICI, E. T. G. **Inadimplência não é insolvência: Um estudo conceitual e empírico com uma abordagem macrofinanceira**. FACEF PESQUISA. V. 12. N. 1. 2009.

MILOCA, S. A.; CONEJO, P.D. **Análise Fatorial e a Multicolinearidade em Modelos de Regressão**. 13ª Encontro Regional de Matemática Aplicada e computacional. 2009.

NICKELL, P.; PERRAUDIN, W.; VAROTTO, S. **Stability of rating transitions**. *Journal of Banking & Finance*, v.24, n.1-2, pp.203–227, 2000.

NUNES, T., MENEZES, G., DIAS JR., P. **Reavaliação da Rentabilidade do Setor Bancário: Uma Abordagem em Dados em Painel (2000-2012)**. ANPEC. 2013.

PESARAN, H.; SCHUERMAN, T.; TREUTLER, B. **Global business cycles and credit risk**. NBER, Working Paper 11493, 2005.

PESOLA, J. **Banking fragility and distress: an econometric study of macroeconomic determinants**. Bank of Finland Discussion Paper 13, 2005.

PINDYCK, R. S.; RUBINFIEL, D. L. **Econometria: Modelos & Previsões**. Trad. da Quarta Edição. Rio de Janeiro. Campus, 2004. P. 288 – 304.

PRADO, Renata G. A., BASTOS, Norton T., DUARTE JR, Antônio M. **Gerenciamento de Riscos de Crédito em Bancos de Varejo no Brasil**. Global Risk Management – Unibanco S.A. São Paulo, 2000.

ROCHA, J.; CRUZ, N. H.; SOFIA, J. **Crise deve levar inadimplência em 2009**. Disponível em: < <http://www1.folha.uol.com.br/fsp/dinheiro/fi0501200902.htm> > Acesso em 15 de Maio de 2014.

SCHECHTMAN, R. et al. **Credit risk measurement and the regulation of bank capital and provision requirements in Brazil: a corporate analysis**. Banco Central do Brasil, Trabalho para Discussão 91, 2004.

SCHECHTMAN, R. **Uma investigação baseada em reamostragem sobre requerimentos de capital para risco de crédito no Brasil**. Banco Central do Brasil, Trabalhos para Discussão 127, 2006.

SOUZA, GJ.; FEIJÓ, CA. **O processo interativo entre a dinâmica macroeconômica e os bancos: uma perspectiva acerca do risco de crédito além do spread**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35, 2007, Recife. Anais eletrônicos. São Paulo: ANPEC, 2007.

STOCK, J. H., e WATSON, M. W. **Introduction to econometrics**, volume 104. Addison Wesley New York, 2003.

VIROLAINEN, K. **Macro stress testing with a macroeconomic credit risk model for Finland**. Bank of Finland Discussion Paper 18, 2004.

WESTGAARD, Sjur; WIJST, Nico van der. **Default probabilities in a corporate bank portfolio: A logistic model approach**. European Journal of Operational Research, [S.l.], v. 135, p. 338-349, 2001.

WILSON, T. **Portfolio credit risk**. Federal Reserve Bank of New York Policy Review, v. 4, n. 3, p. 71-82, out. 1998.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. MIT press, 2001.